



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CAMPUS AGRESTE
NÚCLEO DE GESTÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**ENSAIO SOBRE OS FATORES SOCIOECONÔMICOS DA SAÚDE INFANTIL
NO BRASIL: uma análise municipal para os anos de 2008 a 2018**

Caruaru

2021

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**ENSAIO SOBRE OS FATORES SOCIOECONÔMICOS DA SAÚDE INFANTIL
NO BRASIL:** uma análise municipal para os anos de 2008 a 2018

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Coordenação do Curso de Ciências Econômicas do Campus Agreste da Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, na modalidade de artigo científico, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em Economia.

Área de concentração: Economia da saúde.

Orientador (a): Prof^a. Dr^a. Monaliza de Oliveira Ferreira

Caruaru

2021

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, por ter iluminado meus caminhos, confortado meu coração nos momentos mais difíceis ao longo desta jornada e nunca fazer com que eu me sentisse só. Aos meus pais, especialmente a minha mãe Laudeci, cujo apoio foi fundamental para que este sonho se tornasse realidade, palavras não seriam suficientes para expressar toda minha gratidão por eles.

Também agradeço aos meus amigos, de forma muito especial a Amanda Wanes, Brenda Lima, Clara Sousa e Nandson Máximo, responsáveis por propiciar apoio e boas lembranças deste período de graduação. A todos, meus sinceros agradecimentos e felicitações.

Quero agradecer também a todos os professores com quem tive a oportunidade de conviver durante a vida acadêmica e que, a partir dos conhecimentos transmitidos, puderam contribuir com minha formação. Agradeço em especial a minha orientadora, Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira, por tanta dedicação, paciência e ensinamentos compartilhados ao longo deste período de trabalho. Desde já, agradeço também as contribuições da banca examinadora, Profa. Dra. Andreza Lucas, Profa. Dra. Danyella Brito e Prof. Dr. Márcio Miceli.

Ensaio sobre os fatores socioeconômicos da saúde infantil no Brasil: uma análise municipal para os anos de 2008 a 2018

Síria Monique Alves de Moura¹

RESUMO

Os temas relacionados à economia da saúde vêm ganhando mais espaço nos estudos econômicos, além dos conteúdos referentes aos gastos públicos com renda e saúde. Em um país caracterizado por desigualdades como o Brasil, torna-se necessário analisar os aspectos socioeconômicos ligados a sociedade e como estas variáveis se comportam. Este trabalho tem como objetivo avaliar os fatores socioeconômicos determinantes para a saúde infantil no Brasil, tendo o peso ao nascer e a taxa de óbito infantil como indicadores de saúde. Para isso, foram utilizados dados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2008 a 2018, analisando os 5.570 municípios brasileiros e utilizando o Modelo de Efeitos Fixos. Dentre os resultados obtidos, tem-se que os principais fatores determinantes do peso baixo ao nascer no Brasil são o aumento na proporção de bebês prematuros, de mães adolescentes, mães sem instrução e mães que não realizaram consulta pré-natal. Em relação ao óbito infantil, as principais causas apontadas para o agravamento da situação foram o aumento das proporções de bebês prematuros e mães sem instrução. Portanto, observa-se que os principais determinantes socioeconômicos de saúde infantil no período analisado estão ligados à saúde e à educação da mãe, sendo necessárias políticas públicas em ambas as áreas para reverter estes resultados.

Palavras-chave: saúde; bem-estar; peso baixo ao nascer; óbito infantil.

DATA DE APROVAÇÃO: 23 de dezembro de 2021.

¹ Graduanda em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: siria.monique@ufpe.br

1 INTRODUÇÃO

Os temas relacionados à economia da saúde vêm ganhando cada vez mais espaço nos estudos econômicos, além dos conteúdos referentes aos gastos públicos com renda e saúde, muito tratados no meio acadêmico. No Brasil e na maioria dos países, como é de conhecimento geral, estes estudos intensificaram-se depois da passagem de Koffi Annan como secretário geral das Organizações Unidas, dado que considerou a luta contra a pobreza global uma de suas principais bandeiras durante a década de 2000. Dessa forma, ao se considerar as temáticas de renda e/ou saúde, a maior parte dos trabalhos contempla a desigualdade em ambas as áreas e como isto afeta as variáveis ao longo do tempo. Apesar de ser mais abordado no âmbito internacional, principalmente analisando países desenvolvidos, este tema começa a ganhar espaço na literatura nacional e se mostra de suma importância para dimensionar seus impactos.

No Brasil, a Constituição Federal de 1988 preconiza que a saúde é um direito de todos sendo dever do Estado garantir esse acesso igualitário para a população através de políticas sociais e econômicas, tal como a implantação do Sistema único de Saúde (SUS), tendo este contribuído para aumentar o uso dos serviços de saúde e promover uma equidade. Outro importante programa de acesso à saúde trata-se do Programa de Saúde da Família (PSF) implantado em 1994. A equipe de saúde da família é composta por um enfermeiro, um médico, um auxiliar de enfermagem e entre quatro ou seis agentes comunitários de saúde. O PSF se tornou de extrema importância nas regiões mais pobres do país, principalmente no Nordeste, região caracterizada por possuir elevados índices de pobreza e mortalidade infantil, além de apresentar difícil acesso a determinados serviços de saúde e as grandes cidades portadoras desses serviços. Com isso, entre as décadas de 1990 e 2000, o Brasil apresentou um declínio de 42% na taxa de mortalidade infantil (Castro *et al*, 2019; Santos e Jacinto, 2007).

Tratando-se de desigualdade, ela se reflete em muitos aspectos, sejam por indicadores de saúde, educação, renda ou outros. A desigualdade de renda, por exemplo, tem forte impacto sobre a saúde infantil, fazendo com que crianças que cresçam em domicílios mais pobres tenham piores condições de saúde, podendo fazer com que permaneçam nessa situação à longo prazo, sendo essa circunstância uma transmissora intergeracional da desigualdade de renda e pobreza. As disparidades regionais também são importantes na mensuração da desigualdade e qualidade dos serviços distribuídos, ajudando a

dimensionar as diferenças existentes na qualidade da saúde infantil (Reis e Crespo, 2009 e Carazza, 2012).

Não obstante, a taxa de mortalidade infantil tem sido historicamente utilizada como indicador de condição de vida, também para se obter respostas sobre o estado de saúde infantil e socioeconômico de uma população, além de ser estimada com mais facilidade do que a mortalidade materna, por exemplo. Junto a ela está também o peso baixo ao nascer, considerada a principal medida da saúde de um bebê em boa parte das análises de saúde e bem-estar infantil abordadas em pesquisas econômicas (Victora *et al*, 2011, Paixão e Ferreira, 2014 e Almond *et al*, 2005).

O acesso aos serviços de saúde também apresenta um grande nível de desigualdade, desfavorecendo aqueles de menor poder aquisitivo. Embora programas como o SUS e o PSF tenham sido criados visando atingir uma equidade na distribuição dos serviços de saúde, devido às proporções continentais do país esses objetivos se tornam mais difíceis de serem plenamente alcançados. Podem ser destacados problemas de saneamento, analfabetismo, desnutrição, entre outros; problemas esses que acabam se tornando crônicos e dificultando ainda mais uma possível melhora dos indicadores de saúde. Quando se considera todos esses fatores sobre a saúde infantil, esse impacto pode ser de uma magnitude maior, sendo essenciais estudos nessa área para a formulação de políticas que visem a melhoria dos indicadores de saúde da população (Kassouf, 2005 e Travassos *et al*, 2000).

A saúde pode ser considerada como um fator determinante para o bem-estar, tendo a precariedade na saúde efeitos de longo prazo. Durante a infância, os efeitos mais imediatos são em termos nutricionais e educacionais, quando adultos, apresentam problemas em auferir renda, tendo dificuldades em manter um nível de produtividade. Portanto, um melhor nível de saúde traz ganhos no acúmulo de capital humano, podendo assim gerar crescimento econômico, mostrando a relação endógena entre as variáveis (Deaton e Paxson, 1998 e Noronha, Figueiredo e Andrade, 2010).

Diante da importância do tema e da necessidade de estudos mais atuais, com uma abrangência de tempo e território geográfico maior, visto que a maioria dos estudos aborda municípios ou regiões isoladamente, este trabalho tem como objetivo avaliar os fatores socioeconômicos determinantes para a saúde infantil no Brasil, tendo o peso ao nascer e a taxa de óbito infantil como indicadores de saúde. Pretende-se atingir este

objetivo utilizando o modelo de Efeitos Fixos para uma base de dados que contém os 5.570 municípios brasileiros e abrange os anos de 2008 a 2018.

Além desta Introdução, este trabalho está dividido em mais quatro seções. A segunda seção aborda a Revisão de Literatura, apresentando um breve estado da arte sobre o assunto. A terceira seção apresenta a Estratégia Empírica, onde se descreve sobre os dados e método de pesquisa. A quarta seção apresenta os Resultados e Discussão, composta da análise descritiva dos dados e a discussão acerca dos resultados obtidos. Por fim, na quinta seção são feitas as Considerações Finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção apresenta a fundamentação teórica do estudo, que dará subsídios para a discussão dos resultados, onde são apresentados estudos inter(nacionais) sobre os fatores que determinam a saúde infantil. Na primeira subseção será discutida a literatura acerca dos fatores determinantes para o peso baixo ao nascer. Na segunda subseção será apresentada a literatura referente aos fatores que determinam a taxa de mortalidade infantil. Ambos são os principais indicadores do nível de qualidade da saúde infantil abordados neste trabalho.

2.1 Determinantes do baixo peso ao nascer

Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS), as crianças que se enquadram na categoria de baixo peso ao nascer (BPN) são aquelas que nasceram com menos de 2.500 gramas. Dentre os principais fatores biológicos causadores do baixo peso ao nascer estão a prematuridade (nascer com menos de 37 semanas) e o crescimento intrauterino restrito, sendo este último causado principalmente pela desnutrição materna durante a gestação. Além disso, o baixo peso ao nascer está diretamente relacionado com a mortalidade neonatal e infantil (WHO, 2004 e Alderman, Behrman, 2006).

Pelo lado socioeconômico, podemos destacar que o baixo peso ao nascer está associado a um menor nível de renda, característico em países que estão em desenvolvimento, pois possuem uma maior desigualdade em sua distribuição. Sabe-se também que uma menor renda dificulta o acesso a uma melhor alimentação e uma melhor assistência pré-natal, por exemplo, fatores esses que poderiam prevenir possíveis partos

prematturos ou secundários à restrição do crescimento intrauterino, evitando assim aumento nas taxas de mortalidade neonatal e infantil (Goldenberg e Culhane, 2007).

Mahumud, Sultana e Sarker (2017) encontraram uma prevalência de 15,9% de baixo peso ao nascer em 10 países em desenvolvimento analisados. Dentre as causas determinantes para o maior risco de baixo peso ao nascer estavam a idade materna maior do que 35 anos, baixo número de consultas pré-natal, analfabetismo, concepção tardia, baixo índice de massa corporal e estar no estrato socioeconômico mais pobre.

Ao utilizar dados do SINASC referentes aos anos de 2000, 2005 e 2009 com abrangência para todos os municípios brasileiros, Maranhão *et al* (2011) evidenciou a mobilidade espacial entre as gestantes em busca de assistência para o parto, enfatizando a necessidade de uma melhor estrutura, principalmente em municípios menores. Além disso, os municípios de pequeno porte apresentaram mães com menor nível de escolaridade, menor número de consultas pré-natal e mais jovens. Já os municípios de maior porte apresentam mães mais envelhecidas, com maior nível de escolaridade e maior número de consultas pré-natal. Houve também aumento na proporção de partos cesarianos, bebês com baixo peso ao nascer e prematuridade.

Sob a ótica da renda, um fenômeno que vem ganhando espaço é o chamado “paradoxo do peso baixo ao nascer”, onde apresenta uma correlação positiva entre peso baixo e renda. Embora as crianças sejam provenientes de regiões mais desenvolvidas, a ocorrência de peso baixo pode ser maior, pois se pressupõe que a maior renda forneça uma melhor assistência para o recém-nascido que, em caso de peso baixo ao nascer, pode receber um tratamento intensivo nos primeiros dias de vida, evitando assim uma morte precoce (Lima *et al*, 2013).

Visando investigar as causas do baixo peso ao nascer nas regiões brasileiras durante o período de 2000 a 2010, Nilson *et al* (2015) analisaram dados do SINASC para o respectivo período e encontraram que as regiões Sudeste e Sul apresentaram proporções de baixo peso ao nascer maiores que a média nacional, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentaram proporções abaixo da média. Por se tratar de regiões mais desenvolvidas, esse resultado foi considerado também como um paradoxo, pois seria mais esperado encontrar baixo peso ao nascer em regiões menos desenvolvidas. Uma possível justificativa citada para a existência do paradoxo seria a grande densidade

populacional nestas regiões de grande área geográfica, atreladas a hábitos menos saudáveis e maiores intervenções médicas, como as cesarianas.

Apesar de haver uma maior preocupação com os índices de saúde do recém-nascido, é importante mensurar as informações sobre a mãe, pois, como genitora, desde a concepção, ela é uma das maiores responsáveis pela saúde e cuidados com o bebê. Dentre os principais fatores advindos da genitora e elencados neste trabalho para a explicação do baixo peso ao nascer, temos: a duração da gestação, estado civil, idade, nível de instrução e número de consultas pré-natal.

Os recém-nascidos prematuros, também chamados pré-termo, são aqueles que nascem com menos de 37 semanas de gestação. É um dos principais desencadeadores do baixo peso ao nascer e pode ocorrer por circunstâncias como gravidez na adolescência, baixo número de consultas pré-natal e desnutrição materna. A partir da análise das declarações dos nascidos vivos para a cidade de Campinas/São Paulo, em 2001, tendo como variável dependente o baixo peso ao nascer, Carniel *et al* (2008) chegaram ao resultado de que crianças prematuras tiveram até 35 vezes mais chances de nascer com peso menor que 2.500 gramas quando comparadas a crianças de maior idade gestacional. Além disso, destacaram que os principais determinantes do baixo peso em bebês prematuros foram cesarianas, gemelaridade, recém-nascidos do sexo feminino e provenientes de mães que realizaram menos de 7 consultas pré-natal.

Em estudo realizado para o Estado de Santa Catarina, referente ao ano de 2012, Freitas e Araújo (2015), colheram uma amostra de 87.066 nascimentos provenientes da declaração de nascidos vivos do SINASC/DATASUS. Destes, 9.229 (10,6%) foram considerados prematuros. Dentre as principais causas destacadas pelos autores, as que levaram à ocorrência da prematuridade foram mulheres com menor número de consultas pré-natal, menor nível de escolaridade, idade materna menor que 20 anos, idade materna maior que 39 anos e mulheres de cor não branca.

Como enfatizado nos trabalhos citados anteriormente, a gravidez na adolescência é considerada um fator de risco para o baixo peso ao nascer, assim como para a prematuridade, causando maior preocupação em países subdesenvolvidos. Trata-se de uma fase em que o corpo feminino ainda não está totalmente desenvolvido e muitas dessas mães adolescentes apresentam uma maior vulnerabilidade socioeconômica, fazendo com

que o ambiente seja menos propício para que o bebê possa nascer plenamente saudável. Este grupo costuma apresentar menor escolaridade e menor nível de renda, além de que a gravidez dificulta o exercício de uma atividade remunerada, perpetuando ainda mais o problema (Santos, Martins e Sousa, 2008 e Gama, Szwarcwald e Leal, 2002).

Ao realizar um estudo transversal com uma amostra de 18.009 nascidos vivos a partir de consultas realizadas ao SINASC/DATASUS, contemplando o município de Maringá/Paraná, para o período de primeiro de janeiro de 2007 a 31 de dezembro de 2009, Gravena *et al* (2013), distribuíram os registros dos nascidos vivos em três grupos, sendo estes: grupo I (adolescentes) – 10 a 19 anos; grupo II – 20 a 34 anos e grupo III (idade tardia) – 35 anos ou mais. Concluíram que os índices de prematuridade, baixo peso ao nascer e Apgar no quinto minuto menor que sete ocorrem nas gestações das mulheres adolescentes (grupo I) e das mulheres em idade tardia (idade igual ou superior a 35 anos).

Ainda se tratando das mães adolescentes, Berlfort *et al* (2018), em estudo transversal realizado em uma maternidade do Rio de Janeiro, contando com uma amostra de 751 adolescentes, destacou os seguintes fatores para a ocorrência do baixo peso ao nascer: a não aceitação da gravidez, a ausência de um companheiro, ter menos de 6 consultas de pré-natal, não possuir uma assistência nutricional padronizada e parto prematuro. A não aceitação da gravidez foi tema de abordagem inovadora na literatura, mostrando que esta pode acarretar uma menor busca por consultas pré-natal, gerando um descuido maior com a gestação, como citado pelos autores.

Com relação ao estado civil da mãe, essa se torna uma variável de mensuração para o nível de estrutura da mãe, principalmente em termos financeiros e ambientais. A literatura aborda a relação do baixo peso, principalmente com os índices de mãe solteira, pois se pressupõe que essas tenham menos estabilidade financeira e familiar, principalmente quando comparadas às mulheres casadas. Não obstante, Minamisava *et al* (2004), ao examinar 92.745 recém-nascidos residentes no Estado de Goiás, Brasil, no ano de 2000, a partir de dados coletados do SINASC/DATASUS, concluíram que os principais fatores para o baixo peso ao nascer foi prematuridade, baixa (10 a 19 anos) e avançada idade materna (acima de 35 anos), recém-nascidos do sexo feminino, menos de 7 consultas pré-natal e mulheres não casadas. Ou seja, é possível encontrar uma relação entre estado civil e baixo peso ao nascer.

Tratando-se do nível de instrução materno, é visto que ele pode trazer um impacto positivo na saúde do bebê, pois, mais educação significa mais informação para a mãe. Pressupondo que haja um acesso mais facilitado a meios de comunicação, a mãe poderia buscar por melhor assistência pré-natal, melhor alimentação, ter menos filhos, dentre outros (Haidar, Oliveira, Nascimento, 2001).

Ao analisar as declarações de nascidos vivos do SINASC/DATASUS para o município do Rio de Janeiro no ano de 2001, Barbas *et al* (2009), elegeu 78.582 recém-nascidos para seu estudo, dos quais 6.820 se enquadraram na categoria de peso baixo ao nascer. Dentre as principais causas encontradas para a ocorrência do peso baixo ao nascer nos recém nascidos dessa amostra, estavam a escolaridade materna, a idade materna, número de consultas pré-natal e idade gestacional. Como enfatizado pelos autores, por mais que a escolaridade materna não gere diretamente uma doença, sua ausência contribui para problemas socioeconômicos que afetam as condições de vida, aumentando os riscos da mortalidade neonatal e infantil.

É de suma importância abordar também a relação do cuidado pré-natal com a ocorrência do peso baixo ao nascer, pois, cada vez mais a literatura mostra a sua notoriedade para a prevenção de fatores que causam esta morbidade. O pré-natal teria um efeito protetor sobre o baixo peso ao nascer, sendo importante realizar, no mínimo, 6 consultas de pré-natal durante a gravidez; 1 no primeiro trimestre, 2 no segundo trimestre e 3 no terceiro trimestre, podendo esse número de consultas ser maior (Ferraz e Neves, 2011).

Em estudo transversal realizado em 18 municípios do Estado de Pernambuco, sendo 5 deles pertencentes à Região Metropolitana do Recife e 13 pertencentes ao interior do Estado, para os anos de 1997 e 1996, Noronha *et al* (2012) buscaram analisar a evolução da assistência materno-infantil sobre a evolução do baixo peso ao nascer. Embora a assistência ao pré-natal tenha evoluído em ambas as áreas – urbana e rural – durante os dois anos analisados, foi possível concluir que houve uma discreta redução do peso ao nascer durante o período estudado, sendo essa mais acentuada no meio rural, principalmente entre as mães que realizaram menos de 7 consultas pré-natal e aquelas que não tiveram assistência adequada durante a gestação. O estudo demonstra a importância da assistência pré-natal, enfatizando também a redução da mortalidade neonatal e infantil acarretadas por melhores cuidados durante esta fase.

A partir de dados coletados do SINASC para o ano de 2005, referente a todos os municípios brasileiros, Andrade, Szwarcwald e Castilho (2008) evidenciaram a existência do paradoxo do baixo peso ao nascer, além de desigualdade em relação à escolaridade da mãe/baixo peso ao nascer e a relevância do atendimento pré-natal com objetivo de amenizar as desigualdades referentes também ao baixo peso ao nascer. O pré-natal tem um papel muito importante em sociedades com disparidades sociais, com objetivo de trazer uma equidade no atendimento e prevenir possíveis problemas, algo também enfatizado pelos autores. Além disso, os autores indicaram que ainda há muito a ser feito para a diminuição da desigualdade em relação ao baixo peso e o nível de escolaridade da mãe.

Os problemas com o baixo peso ao nascer podem se transpor aos primeiros meses de vida, podendo gerar adversidades de longo prazo. Os choques na saúde infantil podem trazer doenças crônicas, problemas nutricionais, problemas cognitivos e atrasos educacionais. Quando atrelados à baixa renda, essas situações se intensificam, dificultando o acúmulo de capital humano e fazendo com que as crianças que vivem em situação de perpetuem nesta realidade (Case e Paxson, 2006 e Miguel, 2005).

2.2 Determinantes da mortalidade infantil

Conforme o DATASUS, a mortalidade infantil é a soma dos óbitos ocorridos nos seguintes períodos: neonatal precoce (0 a 6 dias de vida), neonatal tardio (7 a 27 dias de vida) e pós-neonatal (28 dias ou mais), até se completar o primeiro ano de vida. A partir desses dados, é possível calcular a taxa de mortalidade infantil, que é o valor desta soma dividido pelo número total de nascidos vivos multiplicado por 1000, sendo essa uma medida muito importante para avaliar os níveis de saúde e socioeconômicos da população.

Maiores coeficientes de mortalidade podem indicar níveis precários de desenvolvimento socioeconômico, de saúde e condições de vida. No Brasil, embora haja uma redução significativa da taxa de mortalidade ao longo dos anos, principalmente após a implantação do SUS e do PSF, as desigualdades presentes em algumas regiões fazem com que estas estatísticas ainda sejam persistentemente altas em relação a outras, principalmente se tratando do Norte e Nordeste, regiões consideradas mais pobres do país (Duarte, 2007).

Com o objetivo de investigar os fatores de risco e tendências para a mortalidade infantil e a prevalência do baixo peso ao nascer para o Estado do Rio Grande do Sul, Agranonik (2016), colheu informações sobre os nascidos vivos entre os anos de 2000 a 2013, cujas mães residiam no Estado do Rio Grande do Sul, com dados provenientes do SINASC e SIM. Foi observada uma queda na taxa de mortalidade infantil, um aumento da escolaridade materna, maior número de consultas pré-natal, diminuição da proporção de mães jovens, acréscimo de mães com mais de 35 anos, de partos cesáreos e bebês com peso muito baixo ao nascer (menos de 1.500 gramas). Essa redução da mortalidade, além do aumento da ocorrência do peso muito baixo ao nascer, como explanado pela autora, pode estar ligada a uma melhor assistência pré-natal e intervenções médicas que levem a diminuição de natimortos ou abortos.

Outro fator importante que pode ser relacionado com a mortalidade infantil é a incidência de recém-nascidos prematuros, ou seja, aqueles nascidos com menos de 37 semanas de gestação. A partir da análise de dados oriundos do SINASC e SIM, Maranhão *et al* (2012) analisaram o comportamento da taxa de mortalidade infantil (TMI) no Brasil para os anos de 2000 a 2010. A TMI caiu de 26,6 para 16,2 por mil nascidos vivos durante o período, tendo uma queda mais acentuada na Região Nordeste, passando de 38,4 para 20,1 por mil nascidos vivos. A prematuridade se apresentou como uma das principais causas dos óbitos infantis ocorridos durante a primeira semana de vida, com importância relativa maior no primeiro dia de vida. Além da prematuridade, o baixo peso ao nascer também acarretou aumento da mortalidade no primeiro dia de vida do recém-nascido, fatores estes que indicam a necessidade de maior atenção com os cuidados à gestante.

Além do fator prematuridade, a falta de assistência adequada durante o pré-natal é uma das causas para o aumento nos casos de mortalidade infantil, principalmente quando se destaca as desigualdades presentes nas regiões brasileiras, como apresentado no estudo de Faria (2016). Ao analisar as microrregiões brasileiras durante os anos de 2012 e 2013, a partir dos dados do SINASC e SIM para as 558 microrregiões brasileiras, foi encontrado um alto índice de mortalidade infantil nas microrregiões do Norte e Nordeste do país, principalmente relacionada a fatores como idade da mãe (adolescentes), vazios assistenciais, doenças infecciosas e falta de acompanhamento pré-natal. Nas microrregiões do Sul, Sudeste e parte do Centro-Oeste, os índices de mortalidade infantil estavam mais relacionados com o baixo peso ao nascer e a prematuridade.

Educação e renda também se mostram elementos importantes no combate à mortalidade infantil. Mães com maior nível de escolaridade tendem a possuir um maior nível de renda, além de terem acesso a mais informações sobre os cuidados necessários durante a gestação e o período pós-parto. Ao pesquisar os determinantes da mortalidade infantil no Brasil, Alves e Belluzzo (2004), investigaram-na em termos municipais para os anos de 1970 a 2000 e concluíram que ela vem declinando, mas ainda é alta em comparação a outros países, principalmente quando se trata da Região Nordeste. Os resultados obtidos indicaram que o aumento da educação, renda *per capita* e saneamento contribuíram para a queda da mortalidade infantil no Brasil, com impactos mais fortes no longo prazo. O acréscimo de 1 ano de educação faz com que a taxa de mortalidade infantil decline 7%.

A gravidez na adolescência se apresenta também como agente importante na causa da mortalidade infantil. Como mencionado, adolescentes ainda não possuem um pleno desenvolvimento corpóreo para a gestação de um bebê, além de sofrerem mais com a precariedade e desigualdade de renda. Oliveira, Gama e Silva (2010), analisaram 9.041 puérperas no município do Rio de Janeiro, dentre essa amostra 22% eram adolescentes. À medida que a idade da mãe diminuía, observou-se um efeito direto sobre a mortalidade infantil. Além do efeito idade da mãe, cabe destacar as diferenças socioeconômicas e ambientais as quais as adolescentes estão incluídas, pois, isso pode torná-las mais vulneráveis.

Cabe destacar também o estado civil da mãe, considerando as mães casadas ou em união consensual, estando em um ambiente mais estruturado, estas seriam melhor alocadas, podendo gozar de uma melhor gestação e período pós-parto. Mezzomo, Moraes e Zanini, (2017), ao analisarem dados sobre municípios selecionados do Rio Grande do Sul, encontraram um fator de risco positivo para a mortalidade infantil entre as mães que não estavam casadas ou em união consensual.

Embora a mortalidade infantil venha decrescendo ao longo dos anos, esse decréscimo deixa custos. Devido à evolução dos meios tecnológicos e aumentos das intervenções médicas, foi possível reduzir esses indicadores, porém houve considerável aumento no número de prematuros e recém-nascidos com baixo peso ao nascer, mostrando a importância da relação entre essas variáveis (Barros *et al*, 2005).

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Esta seção traz uma descrição da metodologia utilizada neste trabalho, fazendo inicialmente a exposição dos dados e, posteriormente, uma descrição do modelo econométrico que será utilizado

3.1 Descrição dos dados

Para atender aos objetivos propostos por este trabalho, utilizou-se dados oriundos da Declaração de Nascidos Vivos (DN) do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (SINASC/DATASUS), e as Declarações de óbitos (DO) do Sistema de Informação sobre Mortalidade também do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (SIM/DATASUS) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os dados provenientes do SINASC/DATASUS são referentes à duração da gestação (em semanas), estado civil da mãe, idade da mãe (em anos), instrução da mãe (em anos), número de consultas pré-natal e peso ao nascer do bebê (em gramas). Já a informação captada do SIM/DATASUS foi referente à mortalidade geral. O DATASUS fornece duas opções para captar os dados: por local de ocorrência e por residência da mãe. Para ambos os casos, tanto de nascidos vivos quanto de mortalidade, foram captados os dados por local de ocorrência. Quanto aos dados procedentes do IBGE, estes se tratam do PIB municipal *per capita*, utilizado neste trabalho como *proxy* para o nível de renda.

Todos os dados selecionados são referentes ao intervalo 2008 – 2018 para os 5.570 municípios brasileiros. O ano de 2008 foi escolhido como ano de início por se tratar do último ano em que foi publicado o suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que também contou com um suplemento de saúde no ano de 2003. Neste caso, este intervalo de tempo já contava com uma gama diversificada de estudos, além do ano de 2008 isoladamente, havendo uma necessidade de analisar-se um período maior. O ano de 2018 foi escolhido como ano final da análise por se tratar do último ano em que havia dados disponíveis para o PIB municipal *per capita*.

Os modelos analisaram resultados para duas variáveis dependentes, sendo elas: peso ao nascer e óbito infantil que serão a *proxy* de saúde infantil utilizada neste trabalho, tendo o Modelo de Efeitos Fixos utilizado para ambas as variáveis dependentes.

O SINASC/DATASUS oferece as seguintes divisões na construção da variável peso ao nascer: menos de 500g, 500 a 999 g, 1000 a 1499 g, 1500 a 2499 g, 2500 a 2999 g, 3000 a 3999 g e mais de 4000 g. Como visto na literatura, peso baixo ao nascer se trata das crianças que nasceram com peso abaixo de 2500 g. Neste caso, foi calculada a proporção para peso baixo ao nascer (*pesobaixo*), onde se dividiu o número de crianças com peso menor que 2.500g pelo número total de nascidos vivos durante o período analisado.

Quanto a mortalidade geral, o SIM/DATASUS divide esta variável nas seguintes faixas etárias: menor de 1 ano, 1 a 4 anos, 5 a 9 anos, 10 a 14 anos, 15 a 19 anos, 20 a 29 anos, 30 a 39 anos, 40 a 49 anos, 50 a 59 anos, 60 a 69 anos, 70 a 79 anos e 80 anos ou mais. Foi calculada a proporção do óbito infantil (*obito infantil*), onde foi dividido o óbito das crianças menores de 1 ano pelo número total de óbitos registrados durante o período analisado.

As variáveis independentes usadas para analisar os determinantes do estado de saúde das crianças consistiram no PIB municipal *per capita* (*lnrenda*) como *proxy* para a renda, duração da gestação (em semanas), estado civil, idade da mãe (em anos), instrução da mãe (em anos) e número de consultas pré-natal. A variável PIB municipal *per capita* foi linearizada para diminuir o intervalo.

A duração da gestação é dividida em menos de 22 semanas, de 22 a 27 semanas, de 28 a 31 semanas, de 32 a 36 semanas, de 37 a 42 semanas e mais de 42 semanas. Foi gerada a proporção de prematuros (*prematuros*), dividindo o número dos nascidos com menos de 37 semanas pelo número total de nascidos vivos no período. O estado civil da mãe é classificado em: solteira, casada, viúva, separada judicialmente e em união consensual. Foi calculada a proporção de mães casadas (*casadas*), unindo as mães casadas e em união consensual e dividindo este valor pelo número total de mães da amostra.

Quanto à idade da mãe, tem-se a seguinte divisão por faixa etária: 10 a 14 anos; 15 a 19 anos; 20 a 24 anos, 25 a 29 anos, 30 a 34 anos, 35 a 39 anos, 40 a 44 anos, 45 a 49 anos, 50 a 54 anos, 55 a 60 anos, 60 a 64 anos e 65 anos a 69 anos. Contemplou-se neste

trabalho a análise das mães adolescentes, aquelas que estão nos intervalos dos 10 aos 19 anos, construindo-se uma proporção para a faixa etária dos 10 aos 19 anos (*adolescentes*), dividindo este número pelo número total de mães.

A instrução da mãe está dividida em nenhuma educação, 1 a 3 anos, 4 a 7 anos, 8 a 11 anos e mais de 12 anos. A variável referente à educação da mãe (*semeducação*) é uma proporção, onde foi dividido o número de mães sem nenhum ano de educação pelo número total de mães registradas na amostra. Por último, há a informação sobre o número de consultas pré-natal, que conta com a seguinte divisão: nenhuma consulta, 1 a 3 consultas, 4 a 6 consultas e 7 ou mais consultas. A variável referente às consultas pré-natal (*semprenatal*) também é uma proporção, onde foi dividido o número de mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal pelo número total de mães registradas na amostra.

A literatura ainda destaca a variável raça/cor como sendo de importância para a determinação das condições de saúde infantil. Mas neste estudo ela foi descartada em razão das diferenças metodológicas para a coleta dessas informações a partir do DATASUS. Até o ano de 2011, eram coletadas as informações de raça/cor do bebê, mas a partir de 2011 começaram a ser coletadas a raça/cor da mãe. Como os dois cortes perpassam pelo período analisado neste trabalho, optou-se por descartá-la.

As variáveis captadas para este estudo foram baseadas na revisão de literatura e seguem principalmente Alves e Belluzo (2004); Carniel *et al* (2008); Haidar, Oliveira e Nascimento (2001) e Maranhão *et al* (2011).

3.2. Método de análise

O problema de maior frequência na análise de dados em painel é a heterogeneidade não observada, ou seja, fatores que determinam a variável dependente, mas que não estão sendo considerados no conjunto das variáveis explicativas, por não serem observáveis ou mensuráveis. Esta heterogeneidade pode ser expressa por:

$$y_i = x_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad (1)$$

onde $t = 1, \dots, T$.

Os painéis podem ser classificados em balanceados e desbalanceados: painéis balanceados são aqueles que possuem dados para todos os períodos analisados, os painéis desbalanceados são aqueles que possuem informações ausentes para alguns dos períodos

analisados. Quando se trata da análise de dados em painel, podem ser estimados três modelos para análise: Modelo Pooled OLS, Modelo de Efeitos Aleatórios e Modelo de Efeitos Fixos, sendo este último o utilizado na análise deste trabalho. Para se chegar ao melhor modelo, são realizados os seguintes testes estatísticos: Teste F de Chow, LM de Breusch-Pagan, Teste de Hausman e Teste de Sargan-Hansen.

3.2.1. Modelo Pooled OLS (POLS)

O Modelo POLS ignora os efeitos dos dados em painel, desta forma, as observações são tratadas como não correlacionadas e os componentes não observados são ignorados, sendo a regressão estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. O Modelo POLS tem o seguinte formato:

$$y_i = x_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

onde, $u_{it} \equiv c_i + u_{it}$, $t = 1, \dots, T$ são os erros compostos. Para cada t , u_{it} é a soma do efeito não observado e de um erro idiossincrático (Wooldridge, 2001).

3.2.2. Modelo de Efeitos Aleatórios

O modelo de Efeitos Aleatórios pressupõe que os efeitos individuais estejam distribuídos aleatoriamente em torno de uma média β_0 constante. Assim como no Modelo Pooled OLS, o Modelo de Efeitos Aleatórios também coloca c_i no termo de erro, sendo este termo não correlacionado com as variáveis explicativas e pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_i = x_{it}\beta + u_{it} \quad (3)$$

$$E(u_{it} | x_{it}) = 0 \quad (4)$$

onde, $u_{it} \equiv c_i + u_{it}$, $t = 1, \dots, T$ e a equação (4) satisfaz a exogeneidade estrita. Este modelo também chamado de modelo de correção de erros, pois desagrega o erro u_{it} em dois componentes: variação entre indivíduos e variação geral entre observações (Wooldridge, 2001).

3.2.3. Modelo de Efeitos Fixos

De acordo com Wooldridge (2001), o objetivo do uso de dados em painel é permitir que c_i seja arbitrariamente correlacionado com x_{it} , neste caso, uma análise de efeitos fixos atinge explicitamente esta finalidade. Ou seja, a ideia de estimar o β sob a hipótese de efeitos fixos faz com que transforme as equações para eliminar o efeito não observado c_i .

A transformação de efeitos fixos é obtida através da média da equação (1):

$$\bar{y}_i = \bar{x}_{it}\beta + c_i + \bar{u}_i \quad (5)$$

onde $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}$ e $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}$.

Subtraindo a equação (2) de (1), tem-se:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + u_{it} - \bar{u}_i \quad (6)$$

ou

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{u}_{it} \quad (7)$$

onde $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\ddot{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ e $\ddot{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$.

3.2.4. Testes estatísticos para seleção do modelo

Para a escolha do melhor modelo a ser utilizado na análise dos dados em painel, dentre os três observados, são necessários realizar testes estatísticos específicos para ratificar esta escolha.

a) O Teste F

O Teste F de Chow testa a capacidade e a estabilidade do modelo estimado, podendo verificar mudanças ao longo do período de estimação, utilizando apenas uma equação para analisar todo o modelo:

$$F_{(k, n1+n2-2k)} = \frac{SQR_{EA} - SQR_{EF} / k}{SQR_{EF} / (k, n1+n2-2k)} \quad (8)$$

onde k é a quantidade de parâmetros estimados, n1 e n2 são os tamanhos das amostras das regressões estimadas, SQR_{EA} e SQR_{EF} se tratam da soma dos quadrados dos resíduos do modelo de efeitos aleatórios e da soma dos quadrados dos resíduos do modelo de efeitos fixos, respectivamente. Ao rejeitar a hipótese nula, tem-se que o modelo de efeitos fixos é melhor que o modelo POLS (Rocha e Silva, 2021).

b) Teste LM de Breusch – Pagan

Este teste é realizado para a escolha entre o modelo POLS e modelo de efeitos aleatórios, contendo as seguintes hipóteses:

$$H_0: \sigma_a^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_a^2 \neq 0$$

Em caso da aceitação da hipótese nula, o modelo POLS é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Em caso de rejeição da hipótese nula, adota-se a possibilidade de efeitos aleatórios no modelo.

c) Teste de Hausman

O teste de Hausman é utilizado para realizar a escolha entre efeitos aleatórios e efeitos fixos, seguindo as seguintes hipóteses:

$H_0: u_{it}$ não são correlacionados com x_{it}

$H_1: u_{it}$ são correlacionados com x_{it}

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [V_{EF} - V_{EA}]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \quad (9)$$

onde a equação (9) representa a estatística do teste.

A hipótese nula mostra que os erros não são correlacionados com x_{it} , mostrando que $\hat{\beta}_{EA}$ é consistente. Ou seja, efeitos aleatórios se sobressaem aos efeitos fixos. Ao rejeitar a hipótese nula, tem-se que os erros estão correlacionados com x_{it} , neste caso, mostrando que $\hat{\beta}_{EF}$ é consistente, ao contrário de $\hat{\beta}_{EA}$, sendo efeitos fixos melhor do que efeitos aleatórios.

d) Teste de Sargan – Hansen

De acordo com Santos e Rezende (2019), o Teste de Sargan – Hansen tem como objetivo verificar a validade dos instrumentos. A hipótese nula desse teste diz que as variáveis instrumentais são não correlacionadas com o modelo. No presente estudo, o teste de Sargan – Hansen foi utilizado para validar o resultado do teste de Hausman, ao rejeitar sua hipótese nula, verificou-se que o modelo de efeitos fixos era o melhor a ser utilizado para a estimação dos coeficientes.

A partir dos testes utilizados, chegou-se à conclusão de que o modelo de Efeitos Fixos seria o melhor para a análise desse estudo. De acordo com a equação (7), pode-se estimar as equações para as variáveis dependentes utilizadas neste trabalho, sendo elas:

$$\ddot{P}_{it} = \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{u}_{it} \quad (10)$$

$$\ddot{O}_{it} = \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{u}_{it} \quad (11)$$

Na equação (10), $\ddot{P}_{it}$ representa a proporção de baixo peso ao nascer, $\ddot{x}_{it}$ o conjunto de variáveis explicativas utilizadas para as estimações dos coeficientes do modelo e $\ddot{u}_{it}$ o termo de erro.

Na equação (11), $\ddot{O}_{it}$ representa a proporção de óbito infantil ao nascer, $\ddot{x}_{it}$ o conjunto de variáveis explicativas utilizadas para as estimações dos coeficientes do modelo e $\ddot{u}_{it}$ o termo de erro.

Para ambas as equações, foram analisados o mesmo período de tempo t , indo de 2008 até 2018.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta as estatísticas descritivas dos dados, assim como a análise das estimações provenientes dos modelos econométricos e discussão dos resultados, fundamentados na literatura analisada nos capítulos anteriores.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>pesobaixo</i>	43.121	0,082	0,157	0	1
<i>obito infantil</i>	60.991	0,016	0,034	0	1
<i>lnrenda</i>	61.224	9,423	0,747	7,451	13,612
<i>prematurros</i>	42.812	0,113	0,177	0	1
<i>casadas</i>	43.124	0,510	0,283	0	1
<i>adolescentes</i>	43.374	0,208	0,162	0	1
<i>semeducação</i>	42.977	0,034	0,112	0	1
<i>semprenatal</i>	43.193	0,053	0,152	0	1

Fonte: Elaboração própria, dados da pesquisa (2021).

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis usadas neste trabalho. Observa-se na amostra que a média da proporção de crianças com baixo peso ao nascer é de 8,2% e a média da proporção de óbito infantil, ou seja, as crianças que faleceram com menos de 1 ano durante o período analisado, é de 1,6% para todos os municípios brasileiros. Quanto a média da proporção de prematuros, o percentual foi de 11,3%, a média da proporção de mulheres casadas foi de 51% e a média da proporção de mães adolescentes foi de 20,8%. A média da proporção de mães que apresentam 0 anos de educação, representadas pela variável *semeducação*, correspondem a 3,4% nesta amostra

e média da proporção das mães que apresentam 0 consultas pré-natal, indicadas pela variável *semprenatal*, representam 5,3% para todos os municípios analisados.

Por se tratar de um painel desbalanceado, o número total de observações para cada variável dependente é divergente. Foram analisados 5.570 municípios em um período de 11 anos, totalizando um $N = 61.270$. Em relação a variável dependente *pesobaixo*, 2.549 municípios não apresentaram registros de informações em algum ou todos os anos analisados, sendo: 127 na Região Norte, 641 na Região Nordeste, 921 na Região Sudeste, 695 na Região Sul e 165 a Região Centro-Oeste. Tratando-se da variável dependente *obito infantil*, 171 municípios não apresentaram registro em algum ou todos os anos analisados, sendo: 12 na Região Norte, 11 na Região Nordeste, 64 na Região Sudeste, 62 na Região Sul e 22 na Região Centro-Oeste.

Especificamente a variável *lnrenda*, que trata do PIB municipal *per capita*, utilizado como *proxy* para renda neste trabalho, foi linearizada para que os intervalos fossem diminuídos. A média relativa ao período foi de R\$942,30 e o desvio-padrão foi de R\$74,70. Isso significa que o desvio-padrão é pequeno em relação à média, caracterizando a homogeneidade da amostra.

Tabela 2 – Testes para seleção do modelo

Testes	(1)	(2)
<i>Teste de Chow</i>	141,29***	116,34***
<i>LM de Breusch-Pagan</i>	366,98***	55616,48***
<i>Teste de Hausman</i>	190,75***	437,62***
<i>Teste de Sargan-Hansen</i>	82,984***	368,359***

Nota. Significância: *** 1%.

Fonte: Elaboração própria, dados da pesquisa (2021).

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes para a seleção do modelo utilizado, onde a coluna (1) apresenta os resultados para a variável dependente *pesobaixo* e a coluna (2) apresenta os resultados para a variável dependente *obito infantil*.

O teste F de Chow confirmou que o modelo de efeitos fixos oferece estimadores mais apropriados. O teste de Breusch-Pagan atestou a inexistência de heterogeneidade, descartando o efeito POLS. Em relação ao teste de Hausman, a rejeição da hipótese nula indicou que a estimação por efeitos aleatórios não apresenta estimadores suficientes,

concluindo que o melhor modelo para a análise se trata do modelo de efeitos fixos. O teste de Sargan-Hansen reforçou o resultado estimado pelo teste de Hausman. Estes resultados são válidos para ambas as variáveis dependentes.

Em relação à variável dependente *pesobaixo*, foi verificada a presença de heterocedasticidade, mas não foram detectados os problemas de multicolinearidade e autocorrelação nos resíduos. Para minimizar o problema da heterocedasticidade, o modelo estimado considerou erros robustos. Para a variável dependente *obito infantil*, não há problema de multicolinearidade, mas observou-se a presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, sendo também considerado erros robustos para minimizar estes problemas.

Tabela 3 – Resultados da Estimação do Modelo de Efeitos Fixos: Peso baixo ao nascer

Variáveis	(1)	Estatística t	p-value
<i>lnrenda</i>	0,000 (0,002)	0,08	0,939
<i>prematuros</i>	0,338*** (0,013)	26,60	0,000
<i>casadas</i>	-0,024*** (0,005)	-4,51	0,000
<i>adolescentes</i>	0,043*** (0,011)	3,80	0,000
<i>semeducação</i>	0,046** (0,184)	2,50	0,012
<i>semprenatal</i>	0,081*** (0,146)	5,55	0,000
<i>cons</i>	0,038** (0,022)	1,70	0,089
N. Obs	42.197		
N. Grupos	4.941		
R ² (Geral)	0,223		
R ² (Between)	0,290		

R² (Within)

0,177

 Nota. Significância: *** 1%, ** 5%.

Fonte: Elaboração própria, dados da pesquisa (2021).

A Tabela 3 apresenta os coeficientes das estimativas do modelo de Efeitos Fixos para a variável dependente baixo peso ao nascer (*pesobaixo*). A coluna (1) apresenta os resultados das estimações das variáveis independentes utilizadas para explicar o peso baixo ao nascer, constituída em logaritmo natural para o PIB municipal *per capita*, proporção para prematuros, mães casadas, mães adolescentes, mães com 0 anos de educação e mães com 0 consulta pré-natal.

A variável *lnrenda*, que neste estudo foi utilizada como *proxy* para renda, não apresentou relação com a proporção de baixo peso ao nascer, além disso, não mostrou significância estatística. Era esperado que esta variável tivesse uma relação inversa com a proporção de baixo peso ao nascer, ou seja, que um aumento da renda provocasse um decréscimo na proporção de aumento de ocorrências de baixo peso ao nascer, o caso contrário também seria válido, já que se enquadraria no pressuposto do paradoxo do peso baixo ao nascer. Porém, o resultado apresentado não satisfaz nenhuma das duas hipóteses.

A variável *prematuros* engloba a proporção de bebês que nasceram com menos de 37 semanas. Esta variável apresentou uma relação positiva com a variável dependente *pesobaixo*, mostrando haver um aumento de 33,8% na proporção de baixo peso ao nascer nos municípios quando a proporção de prematuros aumenta em 1%. Este resultado reforça àqueles já encontrados na literatura, mostrando a relação positiva entre essas variáveis, dado que bebês prematuros são mais vulneráveis ao desenvolvimento do baixo peso ao nascer por serem menos desenvolvidos do que crianças que nascem no período gestacional correto (Carniel *et al* 2008).

A variável *casadas* apresenta o grupo de mães casadas e/ou em união consensual. Esta variável expressa correlação negativa com a variável dependente *pesobaixo*, ou seja, evidenciou-se que um aumento na proporção de mães casadas causou um decréscimo na proporção de crianças registradas com baixo ao nascer durante o período analisado para os municípios brasileiros, sendo este resultado esperado e semelhante ao que foi visto na literatura. Pressupõe-se que mães casadas tenham melhor estrutura socioeconômica e familiar, além de terem o amparo de um companheiro, fazendo com que o ambiente seja menos propício para a ocorrência de baixo peso ao nascer (Minamisava *et al* 2004).

A variável *adolescentes* abrange a proporção de mães que estão na faixa etária dos 10 aos 19 anos. Foi evidenciada uma relação positiva com a variável dependente *pesobaixo*, sendo possível inferir que a gestação de mães adolescentes tem correlação com o aumento da proporção de crianças com baixo peso ao nascer nos municípios analisados. Filhos de mães adolescentes têm uma predisposição maior a terem baixo peso ao nascer, não só por fatores biológicos da mãe, como por fatores socioeconômicos. Muitas dessas mães não chegam a concluir os estudos, além de não possuírem condições de trabalhar devido à gestação, fazendo com que possam se enquadrar em dificuldades financeiras. Estas condições sociais atreladas aos fatores psicológicos como a não aceitação da gravidez acarretam uma vulnerabilidade maior para o desencadeamento de situações como a prematuridade e o baixo peso ao nascer (Gravena *et al*, 2013; Belfort *et al*, 2018).

A variável *semeducação* contém a proporção de mães que possuem 0 anos de instrução educacional. O resultado obtido denota a correlação positiva entre a proporção de mães sem instrução e a proporção de crianças que nascem com baixo peso ao nascer nos municípios brasileiros para o período estudado. A educação se mostra um fator importante, principalmente para a aquisição de informação, pois mães mais instruídas tendem a se cuidar melhor e a buscarem melhor assistência pré-natal, evitando fatores como a prematuridade e o baixo peso ao nascer. Este resultado encontra respaldo em Haidar, Oliveira e Nascimento (2001).

A variável *semprenatal* compreende a proporção de mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal durante a gestação. O resultado mostra uma correlação positiva entre a proporção de mães que não realizaram nenhuma consulta e a proporção de crianças com baixo peso ao nascer para os municípios analisados. Este resultado está conforme o discutido por Ferraz e Neves (2011), que mostram o caráter protetivo do pré-natal sobre o baixo peso ao nascer, sendo sua ausência um agravante desta morbidade, pois durante o pré-natal são realizados os cuidados necessários relacionados à saúde da mãe e do bebê, podendo ser investigados possíveis outros problemas que acarretem o baixo peso ao nascer, como doenças crônicas.

Tabela 4 – Resultados da Estimação do Modelo de Efeitos Fixos: Óbito Infantil

Variáveis	(1)	Estatística t	p-value
-----------	-----	---------------	---------

<i>lnrenda</i>	-0,012*** (0,001)	-23,00	0,000
<i>prematurados</i>	0,002** (0,001)	2,24	0,025
<i>casadas</i>	-0,005*** (0,001)	-6,48	0,000
<i>adolescentes</i>	0,001 (0,001)	1,26	0,209
<i>semeducação</i>	0,007*** (0,002)	2,95	0,003
<i>semprenatal</i>	0,001 (0,001)	1,00	0,316
<i>cons</i>	0,134*** (0,005)	27,82	0,000
N. Obs	42.273		
N. Grupos	4.948		
R ² (Geral)	0,017		
R ² (Between)	0,009		
R ² (Within)	0,036		

Nota. Significância: *** 1%, ** 5%.

Fonte: Elaboração própria, dados da pesquisa (2021).

A Tabela 4 apresenta os coeficientes para as variáveis independentes utilizadas na explicação da variável dependente óbito infantil (*obito infantil*), constituída por logaritmo natural para o PIB municipal *per capita*, proporções para prematuros, mães casadas, mães adolescentes, mães com 0 anos de educação e mães com 0 consulta pré-natal.

A variável *lnrenda*, utilizada neste estudo como proxy para a renda, denota correlação negativa com a proporção de óbitos infantis para os municípios analisados. Um maior nível de renda pode fornecer uma melhor assistência pré-natal e, conseqüentemente, uma redução dos níveis de prematuridade e baixo peso ao nascer que, como visto, podem desencadear o óbito infantil no primeiro ano de vida. A renda é também muito importante para fornecer uma melhor estrutura para mãe durante o período de gestação, fazendo com que ela possa ter acesso também a um melhor estado nutricional, diminuindo os riscos do

crescimento intrauterino restrito, que também pode desencadear o baixo peso ao nascer e o óbito infantil.

A variável *prematturos* engloba a proporção de bebês nascidos com menos de 37 semanas e mostra correlação positiva com a proporção de óbitos infantis para os municípios analisados durante o período. Este resultado vai de consoante o apresentado por Maranhão et al (2010), que mostra como a prematuridade e os óbitos infantis estão interligados, principalmente na primeira semana de vida dos recém-nascidos.

A variável *casadas* contém a proporção de mães casadas e/ou em união consensual, tendo como resultado uma correlação negativa com a proporção de óbitos infantis nos municípios analisados. A literatura comumente apresenta resultados semelhantes aos encontrados neste estudo, onde mostram uma relação negativa entre mães casadas e maior risco para o óbito infantil, pois se considera que estas mães possuem um aparato familiar, residencial e financeiro melhores do que as mães que são solteiras, sendo estas últimas mais suscetíveis as situações adversas que levam a ocorrência do óbito infantil (Mezzomo, Moraes e Zanini, 2017).

A variável *adolescentes* compreende a proporção de mães adolescentes na faixa etária dos 10 aos 19 anos, tendo essa uma correlação positiva com a proporção de óbitos infantis registrados nos municípios durante o período analisado. É visto que, à medida que a idade da mãe diminui, ocorrem chances maiores de óbito infantil. Apesar da variável não apresentar significância estatística neste estudo, é importante analisar o fator idade da mãe por se tratar de adolescentes, grupo de mães que se torna mais vulnerável não só em termos biológicos, mas também em fatores socioeconômicos e ambientais, acarretando problemas como a prematuridade e baixo peso ao nascer, que estão diretamente ligados ao óbito infantil (Oliveira, Gama e Silva, 2010).

A variável *semeducacão* compreende a proporção de mães que possui 0 anos de instrução educacional, evidenciando uma correlação positiva entre esta variável com a proporção de óbitos infantis para os municípios analisados. O nível de escolaridade da mãe afeta a saúde do bebê desde sua concepção, pois mães que não possuem instrução têm acesso a menores níveis de renda e menos informações sobre os cuidados ideais durante o período pré e pós gestacional. Esse resultado é elucidado por Alves e Belluzzo (2004), também em análise para os municípios do Brasil, onde enfatizaram que o aumento da escolaridade seria essencial para a diminuição da mortalidade infantil.

A variável *semprenatal* incorpora a proporção de mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal, denotando uma correlação positiva desta variável com a proporção de óbitos infantis para os municípios brasileiros, sendo possível inferir que filhos de mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal tem uma pré-disposição maior a irem a óbito. Embora não apresente significância estatística, assim como na variável *adolescentes*, é importante ressaltar como a falta de assistência durante o pré-natal pode levar à maior incidência de baixo peso ao nascer e aumento dos casos de prematuridade, sendo esses fatores determinantes para a ocorrência do óbito infantil (Faria, 2016).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo realizado aponta que os principais fatores correlacionados com o aumento da proporção do baixo peso ao nascer nos municípios brasileiros durante o período analisado foi o aumento da proporção de bebês prematuros, o aumento da proporção de mães adolescentes, o aumento da proporção de mães sem instrução e o aumento da proporção de mães que não realizaram nenhuma consulta pré-natal. Também se chegou ao resultado de que o aumento da proporção de mães casadas diminui a proporção de baixo peso ao nascer.

Já em relação à proporção do óbito infantil, os principais fatores desencadeantes para o aumento de casos nos municípios brasileiros são: o aumento da proporção de prematuros e o aumento da proporção de mães sem instrução. Verificou-se que um aumento da renda e um aumento da proporção de mães casadas faz com que a proporção de óbitos infantis diminua.

Os dados selecionados e o método de análise utilizado foram suficientes para atender ao objetivo proposto pelo trabalho, fornecendo estimações robustas acerca do tema trabalhado. Os resultados apresentados estão em concordância com os estudos mais relevantes sobre o tema, reforçando que este não é um problema recente e já vem sendo abordado pela literatura. Porém, este trabalho contribui de uma perspectiva mais ampla, por tratar de uma série temporal maior, além de abordar todo o território geográfico do País, sendo trabalhos dessa magnitude mais escassos na literatura nacional.

Diante das causas expostas para a problemática da saúde infantil no Brasil, faz-se necessária uma intervenção maior por meio de políticas públicas, visto que essa situação

pode acarretar problemas crônicos, levando a complicações no desenvolvimento social destas crianças. Tratar das genitoras seria o primeiro passo, pois são elas quem provêm os primeiros cuidados com as crianças. Neste caso, políticas públicas no âmbito da saúde com ênfase na assistência pré-natal seriam de grande valia, pois é durante as consultas que são realizadas todas as avaliações necessárias para monitorar a saúde da mãe e do bebê, podendo assim evitar a prematuridade e, conseqüentemente, a ocorrência do peso baixo ao nascer.

Políticas públicas no meio educacional também são necessárias, principalmente a facilitação de acesso a meios de comunicação, pois isso ajuda a manter as mães mais informadas sobre os cuidados necessários que elas precisam ter, tanto com a saúde delas, quanto com a saúde do bebê. Com isso, informações sobre a assistência pré-natal e como recorrer a ela seriam de mais fácil acesso, fornecendo um amparo profissional para que estas mães recorressem a busca dessa assistência especializada, revertendo assim possíveis casos de óbito infantil, além de conscientizar sobre a gravidez na adolescência e amenizar possíveis desigualdades ocasionadas pela ausência de escolaridade durante o período gestacional.

REFERÊNCIAS

- AGRANONIK, M. **Fatores de risco e tendências das taxas de mortalidade infantil e da prevalência de baixo peso ao nascer no RS: uma análise do período 2000-13.** Indicadores Econômicos FEE, v. 43, n. 3, p. 155-168, 2016. Disponível em: <http://200.198.145.164/index.php/indicadores/article/view/3676>. Acesso em: 10 dez. 2021.
- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J. R. **Reducing the incidence of low birth weight in low-income countries has substantial economic benefits.** The World Bank Research Observer, v. 21, n. 1, p. 25-48, 2006. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/wbro/lkj001>. Acesso em: 05 dez. 2021.
- ALMOND, D.; CHAY, K. Y.; LEE, D. S. **The costs of low birth weight.** The Quarterly Journal of Economics, v. 120, n. 3, p. 1031-1083, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/qje/120.3.1031>. Acesso em: 20 jan. 2021.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. **Infant mortality and child health in Brazil.** Economics & Human Biology, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2004.10.004>. Acesso em: 03 nov. 2021.
- ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C. L.; CASTILHO, E. A. **Baixo peso ao nascer no Brasil de acordo com as informações sobre nascidos vivos do Ministério da Saúde, 2005.** Cadernos de Saúde Pública, v. 24, p. 2564-2572, 2008.

ASSIS, A. M. O. *et al.* **Desigualdade, pobreza e condições de saúde e nutrição na infância no Nordeste brasileiro.** Cadernos de Saúde Pública, v. 23, p. 2337-2350, 2007. Disponível em: https://www.scielo.org/article/ssm/content/raw/?resource_ssm_path=/media/assets/csp/v23n10/09.pdf. Acesso em: 08 nov. 2021.

BARBAS, D. S. *et al.* **Determinantes do peso insuficiente e do baixo peso ao nascer na cidade do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.** Epidemiologia e Serviços de Saúde, v. 18, n. 2, p. 161-170, 2009. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742009000200007>. Acesso em: 10 dez. 2021.

BARROS, F. C. *et al.* **The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004.** The Lancet, v. 365, n. 9462, p. 847-854, 2005. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(05\)71042-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(05)71042-4). Acesso em: 10 dez. 2021.

BRASIL. Ministério da Saúde. **DATASUS: Departamento de Informática do SUS. Informações de Saúde TABNET.** Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>. Acesso em: 02 nov. 2021.

_____. Ministério da Saúde. **Indicadores e Dados Básicos.** DATASUS, 2012. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/matriz.htm>. Acesso em: 10 dez. 2021.

CARAZZA, L. E. B. **Renda, desigualdade regional e saúde infantil: um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras.** 2012. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Pernambuco. Disponível em: <https://attena.ufpe.br/bitstream/123456789/10350/1/Dissertacao%20Final.pdf>. Acesso em: 11 nov. 2021.

CARNIEL, E. F. *et al.* **Determinantes do baixo peso ao nascer a partir das Declarações de Nascidos Vivos.** Revista Brasileira de Epidemiologia, v. 11, n. 1, p. 169-179, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1415-790X2008000100016>. Acesso em 12 abr. 2020.

CASE, A.; PAXSON, C. **Children's health and social mobility.** The Future of Children, p. 151-173, 2006. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3844795>. Acesso em: 12 nov. 2021.

CASTRO, M. C. *et al.* **Brazil's unified health system: the first 30 years and prospects for the future.** The lancet, v. 394, n. 10195, p. 345-356, 2019. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)31243-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)31243-7). Acesso em: 12 nov. 2021.

DEATON, A. S.; PAXSON, C. H. **Aging and inequality in income and health.** The American Economic Review, v. 88, n. 2, p. 248-253, 1998. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/116928>. Acesso em: 13 nov. 2021.

DUARTE, C. M. R. **Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década.** Cadernos de Saúde Pública, v. 23, p. 1511-1528, 2007. Disponível em: https://www.scielo.org/article/ssm/content/raw/?resource_ssm_path=/media/assets/csp/v23n7/02.pdf. Acesso em: 16 nov. 2021.

FARIA, R. **Geografia da mortalidade infantil do Brasil**: variações espaciais e desigualdades territoriais. GEOUSP Espaço e Tempo (Online), v. 20, n. 3, p. 602-618, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/issn.2179-0892.geousp.2016.108442>. Acesso em: 10 dez. 2021.

FERRAZ, T. R.; NEVES, E. T. **Fatores de risco para baixo peso ao nascer em maternidades públicas**: um estudo transversal. Revista Gaúcha de Enfermagem, v. 32, p. 86-92, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1983-14472011000100011>. Acesso em: 15 abr. 2020.

FREITAS, P. F.; ARAÚJO, R. R. **Prematuridade e fatores associados em Santa Catarina, Brasil**: análise após alteração do campo idade gestacional na Declaração de Nascidos Vivos. Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil, v. 15, p. 309-316, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1519-38292015000300006>. Acesso em: 09 dez. 2021.

GOLDENBERG, R. L.; CULHANE, J. F. **Low birth weight in the United States**. The American journal of clinical nutrition, v. 85, n. 2, p. 584S-590S, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/ajcn/85.2.584S>. Acesso em: 08 dez. 2021.

GRAVENA, A. A. F. *et al.* **Idade materna e fatores associados a resultados perinatais**. Acta Paulista de enfermagem, v. 26, p. 130-135, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-21002013000200005>. Acesso em: 10 dez. 2021.

HAIDAR, F. H.; OLIVEIRA, U. F.; NASCIMENTO, L. F. C. **Escolaridade materna**: correlação com os indicadores obstétricos. Cadernos de Saúde Pública, v. 17, p. 1025-1029, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2001000400037>. Acesso em: 10 dez. 2021.

IBGE. **Contas Nacionais. Produto Interno Bruto dos Municípios**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html>. Acesso em: 02 dez. 2021.

KASSOUF, A. L. **Acesso aos serviços de saúde nas áreas urbana e rural do Brasil**. Revista de economia e Sociologia Rural, v. 43, p. 29-44, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032005000100002>. Acesso em: 17 nov. 2021.

LIMA, M. C. B. M. *et al.* **A desigualdade espacial do Baixo Peso ao Nascer no Brasil**. Ciência & Saúde Coletiva, v. 18, p. 2443-2452, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1413-81232013000800029>. Acesso em: 12 abr. 2020.

MAHUMUD, R. A.; SULTANA, M.; SARKER, A. R. **Distribution and determinants of low birth weight in developing countries**. Journal of preventive medicine and public health, v. 50, n. 1, p. 18, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.3961/jpmph.16.087>. Acesso em: 09 dez. 2021.

MARANHÃO, A. G. K. *et al.* **Como nascem os brasileiros**: descrição das características sociodemográficas e condições dos nascimentos no Brasil, 2000, 2005 e 2009. 2011. Disponível em: https://repositorio.unb.br/bitstream/10482/12476/1/CAPITULO_ComoNascemBrasileiros.pdf. Acesso em: 14 jan. 2022.

- MARANHÃO, A. G. K. *et al.* **Mortalidade infantil no Brasil: tendências, componentes e causas de morte no período de 2000 a 2010.** 2012. Disponível em: <https://repositorio.unb.br/handle/10482/12478>. Acesso em: 10 dez. 2021.
- MEZZOMO, M.; MORAES, A. B.; ZANINI, R. R. **Fatores de Risco para a Mortalidade Infantil em Nascidos Vivos na Quarta Coordenadoria Regional de Saúde do Rio Grande do Sul.** 2017. Disponível em: <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/185033>. Acesso em: 09 dez. 2021.
- MIGUEL, E. **Health, education, and economic development.** Health and economic growth: Findings and policy implications, p. 143-68, 2005. Disponível em: <http://emiguel.econ.berkeley.edu/research/health-education-and-economic-development/>. Acesso em: 12 abr. 2020.
- MINAMISAVA, R. M. *et al.* **Fatores associados ao baixo peso ao nascer no Estado de Goiás.** 2004. Disponível em: <http://repositorio.bc.ufg.br/handle/ri/15688>. Acesso em: 18 abr. 2020.
- NILSON, L. G. *et al.* **Proporção de baixo peso ao nascer no Brasil e regiões brasileiras, segundo variáveis sócio-demográficas.** Revista de Saúde Pública de Santa Catarina, v. 8, n. 1, p. 69-82, 2015. Disponível em: https://www.researchgate.net/profile/Luana-Nilson/publication/331969807_PROPORCAO_DE_BAIXO_PESO_AO_NASCER_NO_BRASIL_E_REGIOES_BRASILEIRAS_SEGUNDO_VARIAVEIS_SOCIO-DEMOGRAFICAS/links/5c9642dba6fdccd4603662f3/PROPORCAO-DE-BAIXO-PESO-AO-NASCER-NO-BRASIL-E-REGIOES-BRASILEIRAS-SEGUNDO-VARIAVEIS-SOCIO-DEMOGRAFICAS.pdf. Acesso em: 12 abr. 2020.
- NORONHA, G. A. *et al.* **Evolução da assistência materno-infantil e do peso ao nascer no Estado de Pernambuco em 1997 e 2006.** Ciência & Saúde Coletiva, v. 17, p. 2749-2756, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1413-81232012001000023>. Acesso em: 10 dez. 2021.
- NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. **Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000.** Revista Brasileira de Estudos de População, v. 27, p. 269-283, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0102-30982010000200003>. Acesso em: 25 nov. 2021.
- OLIVEIRA, E. F. V.; GAMA, S. G. N.; SILVA, C. M. F. P. **Gravidez na adolescência e outros fatores de risco para mortalidade fetal e infantil no Município do Rio de Janeiro, Brasil.** Cadernos de Saúde Pública, v. 26, p. 567-578, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2010000300014>. Acesso em: 09 dez. 2021.
- PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. **Determinantes da mortalidade infantil no Brasil.** Informe Gepec, v. 16, n. 2, p. 6-20, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.48075/igepec.v16i2.3967>. Acesso em: 10 dez. 2021.
- REIS, M.; CRESPO, A. **O impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil no Brasil.** Texto para Discussão, 2009. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10419/91148>. Acesso em: 13 nov. 2021.

ROCHA, C. H.; SILVA, F. G. F. **Setor elétrico Brasileiro e capital intelectual: uma aplicação do teste de chow**. Brazilian Applied Science Review, v. 5, n. 2, p. 720-737, 2021. Disponível em: <https://brazilianjournals.com/ojs/index.php/BASR/article/view/26558/21524>. Acesso em: 09 jan. 2022.

SANTOS, G. H. N.; MARTINS, M. G.; SOUSA, M. S. **Gravidez na adolescência e fatores associados com baixo peso ao nascer**. Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia, v. 30, p. 224-231, 2008. Disponível em: <https://saber.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/3967>. Acesso em: 09 dez. 2021.

SANTOS, R. B.; REZENDE, A. J. **Determinantes do tax avoidance em instituições financeiras: Evidências do Brasil e dos Estados Unidos**. In: WORKSHOP DE CONTABILIDADE E TRIBUTAÇÃO. 2019. Disponível em: <https://congressosp.fipecafi.org/anais/19UspInternational/ArtigosDownload/1402.pdf>. Acesso em: 21 jan. 2022.

SANTOS, A. M. A.; TEJADA, C. A. O.; EWERLING, F. **Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 50, p. 473-492, 2012. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/C3jjCbcQyxzgZLSftL4K8Ck/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 12 abr. 2020.

TRAVASSOS, C. *et al.* **Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil**. Ciência & Saúde Coletiva, v. 5, p. 133-149, 2000. Disponível em: https://www.scielo.org/article/ssm/content/raw/?resource_ssm_path=/media/assets/csc/v5n1/7085.pdf. Acesso em: 12 abr. 2020.

VICTORA, C. G. *et al.* **Saúde de mães e crianças no Brasil: progressos e desafios**. 2011. Disponível em: https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/156989/mod_resource/content/1/Victora%20saude%20mulheres%20e%20criancas%20Lancet%202011.pdf. Acesso em: 12 abr. 2020.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2001.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO), UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). **Low Birth weight: Country, regional and global estimates**. New York: UNICEF; 2004. Disponível em: https://www.unicef.org/publications/index_24840.html. Acesso em: 03 mar. 2020.

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**ENSAIO SOBRE OS FATORES SOCIOECONÔMICOS DA SAÚDE INFANTIL
NO BRASIL:** uma análise municipal para os anos de 2008 a 2018

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado à Coordenação do Curso de
Ciências Econômicas do Campus Agreste
da Universidade Federal de Pernambuco
– UFPE, na modalidade de artigo
científico, como requisito parcial para a
obtenção do grau de bacharel em
Economia.

Aprovado em: 23/12/2021

BANCA EXAMINADORA

Prof^a. Dr^a. Monaliza de Oliveira Ferreira (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof^a. Dr^a. Andreza Daniela Pontes Lucas (Examinadora Interna)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof^a. Dr^a. Danyella Juliana Martins de Brito (Examinadora Interna)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof. Dr. Márcio Miceli Maciel de Sousa (Examinador Externo)
Universidade Federal de Pernambuco